

**Textos para  
Discussão**

**244**

Fevereiro  
de 2010



**A POLÍTICA MONETÁRIA  
BRASILEIRA SOB O REGIME DE  
METAS DE INFLAÇÃO**

**CHRISTIAN EDUARDO BALBINO  
ERNESTO COLLA  
VLADIMIR KUHLE TELES**



Os artigos dos *Textos para Discussão da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas* são de inteira responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente a opinião da FGV-EESP. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos, desde que creditada a fonte.

Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas FGV-EESP  
[www.fgvsp.br/economia](http://www.fgvsp.br/economia)

## **A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA SOB O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO**

Christian Eduardo Balbino  
Fundação Getúlio Vargas  
Escola de Economia de São Paulo  
Christian.Balbino@fgv.br

Ernesto Colla  
Fundação Getúlio Vargas  
Escola de Economia de São Paulo  
Ernesto.Colla@fgv.br

Vladimir Kuhl Teles  
Fundação Getúlio Vargas  
Escola de Economia de São Paulo  
Vladimir.Teles@fgv.br

## RESUMO

O trabalho analisa a evolução da política monetária desde a implementação do regime de metas de inflação no período de 1999 a 2009 com o intuito de avaliar se há diferenças na condução de política monetária entre as gestões Armínio Fraga e Henrique Meirelles. Um modelo de equilíbrio geral novo-keynesiano baseado em expectativas racionais é utilizado para modelar a economia brasileira e deriva-se uma regra de Taylor para encontrar a condição suficiente para a convergência da inflação. O processo de análise empírica consiste em estimar um modelo de vetores auto-regressivos, cujos parâmetros variam ao longo do tempo assim como as inovações na matriz de variância-covariância. Para tanto, será utilizado um algoritmo de simulação de Monte Carlo. Os resultados empíricos mostram que (i) não há diferenças significativas na condução de política monetária durante as gestões Armínio Fraga e Henrique Meirelles; (ii) A partir de 2003, a taxa de juros permaneceu acima da necessária para a convergência da inflação de acordo com a condição de estabilidade; e (iii) a gestão Armínio Fraga agiu de acordo com a regra de estabilização na crise de 2002, porém a inflação permaneceu acima da meta por causa da magnitude choques exógenos.

**Palavras-Chave:** Política Monetária, Regras de Juros, Metas de Inflação.

**Códigos JEL:** E31, E58, E52.

# 1. Introdução

Após mais de três décadas de inflação crônica em aceleração, a economia brasileira experimentou a estabilidade de preços com a implementação do Plano Real<sup>1</sup> em 1994. Inicialmente, a falta de credibilidade da política monetária, a memória inflacionária, a estrutura institucional da economia e o aumento da demanda (eliminação do imposto inflacionário) para uma oferta rígida no curto prazo, ameaçavam o sucesso do plano de estabilização. A saída encontrada foi a manutenção da taxa de câmbio como uma âncora nominal para os preços. Manter a taxa de câmbio fixa e valorizada significava aumentar a oferta de bens de consumo e de capital para suprir o aumento imediato da demanda viabilizando a reforma do parque industrial e os investimentos. Em um primeiro momento essa estratégia obteve êxito controlando os preços e evitando a inflação. Contudo, sucessivos déficits em conta corrente somados ao desajuste fiscal abriram espaço para a deterioração dos fundamentos macroeconômicos, que culminou no ataque especulativo em 1999<sup>2</sup>. Após o rompimento da paridade cambial, ressurgiu o problema de credibilidade inerente à discricionariedade da política monetária que ameaçava a estabilidade de preços. Diante desse contexto, a estratégia adotada foi a implementação do regime de metas de inflação<sup>3</sup> (*Inflation Targeting – IT*), cuja característica principal era a capacidade de gerar transparência na comunicação entre a autoridade monetária e o mercado reduzindo os custos de desinflação.

A partir da adoção do regime de metas de inflação, os resultados *ex-post* foram muito significativos em termos de controle do nível de preços na economia. Após dez anos de sua implementação, o *Inflation Targeting* tem sido uma ferramenta essencial na comunicação e na construção de credibilidade na política monetária<sup>4</sup>, além de manter a inflação em um patamar relativamente baixo em comparação com o histórico brasileiro,

---

<sup>1</sup> Ver Giambiagi, Villela, Hermann e Castro (2005)

<sup>2</sup> Ver Bogdanski, Tombini e Werlang (2000)

<sup>3</sup> Ver Bernanke e Mishkin (1998), Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) e Garcia (2006)

<sup>4</sup> Ver Fraga, Goldfahn e Minella (2003)

permanecendo muito próximo à média registrada nos países emergentes. Entretanto, a discussão sobre a eficiência do IT no controle da inflação cada vez mais tem sido objeto de debate econômico. De um lado, advoga-se que a adoção do *Inflation Targeting* foi a principal causa da estabilidade de preços. Por outro, existe uma corrente, a qual defende que as causas do controle da inflação são, em grande parte, exógenas à ação da autoridade monetária, isto é, dependem de fatores distintos a variações da taxa de juros. Segundo essa visão, a inflação segue as condições favoráveis da economia internacional, permanecendo sob controle quando há excesso de liquidez global, ausência de crises que afetem significativamente o grau de aversão ao risco dos agentes ou inexistência de choques que alterem os fluxos financeiros e comerciais. Já em momentos em que o ambiente econômico mundial não é favorável, distúrbios externos refletem-se em elevação da inflação doméstica. A questão primordial nesse contexto está em saber se a inflação, no período em que o regime de metas esteve em vigor, respondeu mais a choques sistemáticos de política monetária ou a choques de origens diversas.

As divergências se intensificam em direção da gestão de política monetária no regime de metas de inflação. Aqueles que argumentam em favor das condições favoráveis de mercado, apontam grandes diferenças especialmente entre três períodos: (i) a gestão Armínio Fraga (1999 – 2002); e a gestão de Henrique Meirelles (2003 – 2009) sob duas diretorias de política econômica distintas: (ii) Afonso Sant’Anna Bevilaqua – Diretor de Política Econômica desde 02/07/2003 até 06/03/2007; e (iii) Mário Magalhães Carvalho Mesquita – no cargo desde 07/03/2007<sup>5</sup>. Muito pouco tem sido investigado a esse respeito no Brasil abrindo espaço para especulações. No que tange à teoria econômica, a gestão de política monetária deve seguir determinadas regras de estabilização<sup>6</sup> para garantir que a inflação convirja para a meta. Tais regras serão apresentadas e discutidas na seção 5. As críticas apontam para o excesso de rigor nos dois períodos da gestão Henrique Meirelles, em que a autoridade monetária teria mantido a taxa de

---

<sup>5</sup> Vide site do Banco Central em [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)

<sup>6</sup> Ver Woodford (2003)

juros demasiadamente elevada para controlar a inflação impondo à economia brasileira um custo muito maior do que o necessário em termos de hiato do produto. Uma questão relevante ao debate reside no fato de que a gestão sob a égide de Afonso Bevilaqua não teve de passar por nenhuma crise externa de grandes proporções enquanto a gestão de Mário Mesquita passou por uma das maiores crises mundiais. De acordo com a visão de que apenas choques externos determinam o curso da inflação, deveria haver uma grande diferença na inflação apurada em ambos os períodos.

Paralelamente, existe também uma crítica à gestão Armínio Fraga, em que, no período de eleição de 2002, a autoridade monetária deixou de reagir a um choque de expectativas que ocasionou uma súbita saída em massa de capitais, processo que elevou a volatilidade da taxa de câmbio, fazendo com que esta se desvalorizasse e, por meio do repasse do câmbio para preços, conduziu a inflação a um patamar muito superior à meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Na época, Armínio Fraga defendeu-se argumentando que a autoridade monetária deveria apenas reagir a choques de segunda ordem<sup>7</sup>.

Ambas as críticas, mais do que enfatizar problemas de condução da política monetária, põem em cheque a eficiência do regime de metas de inflação. A tabela Tabela 1 ilustra a discussão apresentando as metas, limites superiores e inferiores e a inflação realizada em todos os anos desde a implementação do regime de metas de inflação. Observe-se que, em 2002, a inflação efetiva foi de 12.53%, superando em mais de cinco pontos percentuais o limite superior da meta para o ano. A questão fundamental é determinar se a política monetária poderia ter controlado o aumento de preços, uma vez que o regime de metas de inflação tem a estabilidade como único objetivo final, ou se os choques advindos da súbita deterioração das expectativas demasiadamente elevados de modo que, mesmo agindo conforme a regra de estabilização, a autoridade monetária não conseguiu manter a inflação dentro da meta.

---

<sup>7</sup> Ver Fraga, Goldfahn e Minella (2003)

Ano	Data de Divulgação	Meta (%)	Inflação - IPCA (%)	Crescimento do PIB (%)
1999	30/6/1999	8.00 (+/- 2.0)	8.94	0.79
2000	30/6/1999	6.00 (+/- 2.0)	5.97	4.36
2001	30/6/1999	4.00 (+/- 2.0)	7.67	1.31
2002	28/6/2000	3.50 (+/- 2.0)	12.53	1.93
2003	28/6/2001	3.25 (+/- 2.0)	-	-
2003*	27/6/2002	4.00 (+/- 2.5)	-	-
2003*	21/1/2003	8.50 (+/- 2.5)	9.30	0.54
2004	27/6/2002	3.75 (+/- 2.5)	-	-
2004*	25/6/2003	5.50 (+/- 2.5)	7.60	4.94
2005	25/6/2003	4.50 (+/- 2.5)	-	-
2005**	23/9/2004	5.10 (+/- 2.5)	5.69	2.3
2006	30/6/2004	4.50 (+/- 2.5)	3.14	2.9
2007	22/6/2005	4.50 (+/- 2.5)	4.46	6.1
2008	30/6/2006	4.50 (+/- 2.5)	5.9	5.1
2009	30/6/2006	4.50 (+/- 2.5)	4,26*	0,21

\* - Metas Revisadas; \*\* - Objetivo; \*\*\* - Mediana das Expectativas de Mercado do Boletim Focus de 13/11/2009

**Tabela 1** – Performance brasileira no período de metas de inflação.

Fonte: Centro de Macroeconomia Aplicada – CEMAP/EESP/FGV

O presente trabalho busca investigar se houve diferenças na condução da política monetária em ambas as gestões e períodos. Mais especificamente, se Armínio Fraca respondeu de forma coerente ao choque de expectativas de 2002 e se Henrique Meirelles adotou, ao longo de seu mandato a frente do Banco Central, uma política mais conservadora mantendo a taxa de juros em um patamar mais elevado e quais as diferenças entre os dois mandatos da diretoria de política econômica. Ainda, o artigo analisa a eficiência do regime de metas de inflação sobre a ótica da condução das políticas monetárias, isto é, se estas foram capazes de estabilizar os preços ou se houve outros fatores que contribuíram ou não para o controle da inflação.

Deve-se salientar a dificuldade de controlar as principais variáveis macroeconômicas para responder tais questões com base apenas nas evidências empíricas. Portanto, o objetivo é prover um *framework* que tenha flexibilidade para a estimação e interpretação das variações ao longo do tempo, que permita a análise de diferentes choques nas variáveis macroeconômicas advindos de reações da autoridade monetária (choques sistemáticos) e eventos exógenos, os quais não estão sob controle do Banco Central (choques não-sistemáticos) e a dinâmica de seus efeitos defasados sobre o resto da economia. Posto isso, será utilizado um modelo de múltiplas equações simultâneas



representando a economia, sobre o qual se derivará uma regra de estabilização da política monetária. Então, será estimado um modelo estrutural de vetores auto-regressivos (VAR), cujos parâmetros variam ao longo do tempo. É fundamental que não somente os parâmetros variem no tempo, mas também a matriz de variância-covariância dos choques aditivos também varie. Deve-se estar atento ao fato de que qualquer tentativa razoável de se modelar mudanças na estrutura de política monetária e em sua interação precisa levar em consideração as relações simultâneas entre as variáveis do modelo e a heteroscedasticidade dos choques. Essa estratégia permite modelar a volatilidade estocástica através da lei de movimento da matriz de variância-covariância. Para que se analisem evidências sobre as potenciais diferenças entre as conduções de política monetária, é imprescindível considerar que os efeitos diretos dos mecanismos de propagação dos choques que também afetam as variáveis de maneira distinta ao longo do tempo. Em outras palavras, a forma com que as variáveis macroeconômicas reagem aos choques varia ao longo do tempo. E também a resposta da autoridade monetária a essas variações não permanece constante.

O estudo está organizado da seguinte forma: a seção 2 apresenta a revisão da literatura. A seção 3 descreve o modelo estrutural de vetores auto-regressivos. A seção 4 discorre acerca do processo de inferência baesiana com ênfase à simulação, à identificação dos parâmetros e à parametrização dos dados. A seção 5 apresenta o modelo de equações simultâneas que representa a economia e a derivação da condição de estabilidade. A seção 6 discute os resultados estimados. A seção 7 conclui.

## **2. Revisão da literatura**

Da perspectiva de investigação empírica, existe uma vasta literatura que analisa mudanças na condução de política monetária e a dinâmica de seus efeitos na economia. A maior parte dos trabalhos acadêmicos nessa área analisa o comportamento da economia dos Estados Unidos. Os trabalhos concentram-se basicamente em três vertentes: (i) uma visão subjetiva e narrativa da condução de

política monetária baseada na análise das atas do *Federal Reserve System* – FED (Banco Central Norte-Americano); (ii) questões referentes à heteroscedasticidade dos choques exógenos; e (iii) mudanças nos mecanismos de transmissão da política monetária.

Na primeira vertente, situam-se os trabalhos seminais de Friedman e Swartz (1963) e Romer e Romer (1989). Na segunda, concentram-se os trabalhos de Blanchard e Simon (2001), Stock e Watson (2002), Sims e Zha (2004). Na terceira, encontram-se os trabalhos de Judd e Rudebush (1998), Boivin e Giannoni (2002), Lubik e Schorfheide (2004) e Cogley e Sargent (2005). Há ainda, outros artigos que apresentam uma visão controversa encontrando fracas evidências de mudanças nos mecanismos de transmissão da política monetária. Dentre eles, Bernanke e Mihov (1998), Leeper e Zha (2002) e Hanson (2003). Outros não apresentam evidência alguma em direção a mudanças para uma política monetária mais ativa. Ainda, existem trabalhos que focam em mudanças tanto na heteroscedasticidade dos choques exógenos quanto em mudanças nos mecanismos de transmissão da política monetária. Nessa linha segue-se o estudo de Primiceri (2005).

Da perspectiva metodológica, as diferenças entre as vertentes são sutis, porém fundamentais. Esse artigo segue uma literatura bem desenvolvida de modelagem e estimação de estruturas lineares multivariadas cujos parâmetros variam ao longo do tempo. Grande parte dos estudos converge na direção de mostrar que os parâmetros de reação da política monetária variam ao longo do tempo e que os choques exógenos (choques do petróleo em 1973 e 1979, por exemplo) são heteroscedásticos. Assumindo que os estudos busquem representar de forma cada vez mais consistente o comportamento da economia real, torna-se demasiadamente complexo estimar um modelo de vetores auto-regressivos em que os parâmetros flutuam ao longo do tempo respeitando a heteroscedasticidade dos choques exógenos. Apesar de constatar a convergência da literatura para as duas hipóteses acima, ainda existe um problema não resolvido sobre se os desvios da inflação foram originados de diferenças nas políticas monetárias ou da intensidade dos choques

A metodologia de verificação empírica sustenta-se em um *framework* micro fundamentado de equilíbrio geral intertemporal otimizador baseado em expectativas racionais, comumente utilizado em trabalhos sobre a Nova Síntese Neoclássica em que os maiores expoentes são Clarida, Galí e Gertler (1999, 2000) e Woodford (2003). Nesse modelo, a partir de uma curva IS intertemporal, uma curva de Phillips Novo Keynesiana e uma regra de Taylor<sup>8</sup>, deriva-se uma condição de estabilidade para a política monetária, na qual se leva em consideração o trade-off de curto prazo entre a inflação e o desvio do produto em relação ao produto potencial.

Como dito anteriormente, a estrutura de modelagem é fundamental para capturar os efeitos desejados. Sims (1993) Stock e Watson (1996) e Cogley e Sargent (2001, 2003) estimam VARs com *drifts coefficients*. Cogley e Sargent (2005) estendem seu trabalho incorporando volatilidade estocástica e fazendo uma comparação entre *time variant* e *time invariant parameters* chegando a um resultado interessante. Nas palavras dos autores:

To shed light on whether our results are inconsistent with theirs, we examine the performance of various tests that have been used to detect deviations from time invariance. We find that those tests have low power against our particular model of drifting coefficients, except for one test. And that test actually rejects time invariance in the data. These results about power help reconcile our findings with those of Sims and Bernanke and Mihov (COGLEY & SARGENT, 2005, p. 263)

Nessa direção, Harvey, Ruiz e Shephard (1994), Jacquier, Polson e Rossi (1995), Kim, Shephard e Chib (1998) e Chib, Nardari e Shephard (2002) desenvolvem modelos com volatilidade estocástica multivariada. Entretanto, esses estudos impõem determinadas restrições sobre a evolução dos elementos da matriz de variância-covariância. Cogley e Sargent (2005) admitem que a variância mude ao longo do tempo em seu modelo com *drift*. Essa modelagem é útil para capturar mudanças da condução de política monetária. Porém, as relações simultâneas entre as variáveis não variam ao longo do tempo, o que pode prejudicar a robustez dos resultados. Na direção oposta, seguem trabalhos que garantem a variação das relações simultâneas entre as variáveis do modelo, mas negligenciam a potencial heteroscedasticidade dos choques exógenos.

---

<sup>8</sup> Ver Taylor (1993)

A grande inovação proposta por Primiceri (2005) consiste em um *framework*, no qual não somente há variação ao longo do tempo nas relações simultâneas entre as variáveis como também incorpora a volatilidade estocástica multivariada irrestrita. Dessa forma, impondo as restrições necessárias, é possível decompor as inovações em matrizes ortogonais (independentes) que representam choques sistemáticos de política monetária e choques não-sistemáticos. Essa desagregação é determinante para analisar se a condução da política monetária foi efetivamente responsável pelo controle da inflação ou se foram os choques exógenos que causaram a dinâmica de convergência ou divergência. Ainda mais, é possível chegar a uma conclusão sem negligenciar a heteroscedasticidade dos choques. Na literatura, existe uma série de estudos que modelam estruturas lineares variantes no tempo com breques discretos para captar mudanças de regimes<sup>9</sup>. Entretanto, esse método não é indicado para capturar mudanças endógenas nas relações entre a autoridade monetária e o setor privado, que, em um *framework* fundamentado em expectativas racionais, influenciam a condução da política monetária e as respostas aos choques exógenos heteroscedásticos.

Nesse estudo, será amplamente utilizado o método desenvolvido em Primiceri (2005) para reproduzir a análise de condução da política monetária na economia brasileira. Em especial, o trabalho terá enfoque no regime de metas de inflação respeitando as variações ao longo do tempo na matriz de variância-covariância, dos choques heteroscedásticos assim como nos parâmetros do modelo. A metodologia de estimação seguirá um processo *Monte Carlo Markov Chain* (MCMC), no qual os parâmetros do VAR são obtidos por meio de uma simulação que consiste em modelar as variáveis como uma cadeia de Markov. A metodologia será descrita em detalhes nas seções 3 e 4.

No Brasil diversos estudos estimam regras de reação do Banco Central utilizando parâmetros variáveis no tempo. Em particular Bueno (2005), Policano e Bueno (2006),

---

<sup>9</sup> Ver Sims (2001a) e Sims e Zha (2004)

Teles e Brundo (2006), Teles e Zaidan (2007), Teles (2007) e Zaidan (2007) desenvolvem este arcabouço econométrico.

Bueno (2005) estima a regra utilizando o método de *Markov-Switching Regime*, no qual é obtido o resultado de que não houve substancial alteração na política monetária com a mudança de gestão do Banco Central. Policano e Bueno (2006), Teles e Zaidan (2007) e Zaidan (2007) estimam utilizando modelos de estado-espço, mas com especificações diferentes da regra de reação do Bacen. Em especial Zaidan (2007) apresenta evidências fortes de que a Regra de Taylor não foi respeitada em 2002 e que isso teria resultado na não estacionariedade do desvio da expectativa de inflação com relação à meta neste período.

Estes estudos apresentavam a limitação de não resolver o problema de endogeneidade entre política monetária, inflação e hiato do produto. Teles e Brundo (2006) buscaram solucionar tal problema utilizando variáveis alternativas de política monetária construídas a partir de uma avaliação das atas do COPOM, seguindo a intuição de Friedman e Schwartz (1963) e Romer e Romer (1989). Teles (2007) por sua vez busca resolver tal questão utilizando um *Heckman type-TVP*. Tais estudos obtêm o resultado de que em 2002 a política monetária foi menos rigorosa, e se tornou mais rigorosa a partir de 2003.

O presente trabalho fornece um elemento adicional a estes trabalhos, uma vez que passa a considerar a possibilidade de que os parâmetros da matriz de variância e covariância variem no tempo, além dos parâmetros de reação do Banco Central. Tal metodologia torna-se necessária, diante da possibilidade de existência de choques exógenos muito diferentes dos demais<sup>10</sup> durante o ano de 2002, consubstanciados na crise de expectativas que antecedeu as eleições presidenciais. Se tal fenômeno fosse desconsiderado na análise, os resultados obtidos poderiam ser viesados.

### **3. O modelo estrutural de vetores autoregressivos**

---

<sup>10</sup> Ver Garcia (2006)

Essa seção apresentará um modelo multivariado de séries temporais em que os parâmetros estimados variam ao longo do tempo assim como a matriz de variância-covariância das inovações aditivas. Para capturar possíveis não-linearidades ou variações temporais na estrutura de defasagens da especificação, a especificação definida considerou coeficientes de *drift*. Utilizou-se uma abordagem estocástica para volatilidade multivariada com o intuito de incorporar possíveis heteroscedasticidades nos choques e não-linearidades nas relações simultâneas entre as variáveis do modelo.

A variação no decorrer do tempo, tanto dos parâmetros quanto da matriz de variância-covariância, é crucial para o objetivo de determinar se a variação temporal da estrutura linear deriva de mudanças na intensidade dos choques (impulsos) ou de variações no mecanismo de propagação (respostas), o que não seria capturado se os parâmetros fossem fixos no tempo.

Ao flexibilizar os parâmetros e a matriz de variância-covariância ao longo do tempo, o modelo permite a análise de diversos tipos de choques. Contudo, a hipótese de heteroscedasticidade está limitada à matriz de inovações. Isto não é apenas uma conveniência, pois variações temporais na intensidade dos choques aditivos são um fenômeno com inúmeras aplicações empíricas em macroeconomia<sup>11</sup>. Ainda mais, como foi enfatizado recentemente por Cogley and Sargent (2005), a negligência da heteroscedasticidade em alguns casos pode levar a coeficientes randômicos dinâmicos tendenciosos. A abordagem econométrica desenvolvida em Primiceri (2005) será apresentada abaixo.

Considere o modelo estrutural:

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{k,t}y_{t-k} + u_t \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Em que  $y_t$  é um vetor  $n \times 1$  de variáveis endógenas observadas;  $c_t$  é um vetor  $n \times 1$  de coeficientes que multiplicam termos constantes;  $B_{i,t}$   $i = 1, \dots, k$  são matrizes  $n \times n$  de coeficientes que variam ao longo do tempo; e  $u_t$  são choques heteroscedásticos não-

---

<sup>11</sup> Ver Bernanke e Mihov (1998) e Sims e Zha (2004)

observáveis cuja matriz de variância covariância é determinada por  $\Omega_t$ . Sem perda de generalidade, considere a redução triangular de  $\Omega_t$ , definida por:

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t' \quad (2)$$

Em que  $A_t$  é uma matriz triangular inferior

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n-1,t} & \cdots & \alpha_{nn-1,t} & 1 \end{bmatrix}$$

E  $\Sigma_t$  é uma matriz diagonal

$$\begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{1,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

A partir disso tem-se que

$$\begin{aligned} y_t &= c_t + B_{1,t} y_{t-1} + \dots + B_{k,t} y_{t-k} + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t \\ V(\varepsilon_t) &= I_n \end{aligned} \quad (3)$$

Agrupando em um vetor  $B_t$  todos os coeficientes do lado direito, a equação (3) pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} y_t &= X_t' B_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t \\ X_t &= I_n \otimes [1, y_{t-1}', \dots, y_{t-k}'] \end{aligned} \quad (4)$$

Em que o símbolo  $\otimes$  representa o produto de Kroneker.

Segundo Primiceri (2005), a decomposição da matriz de variância-covariância resultante de (4) é comum, especialmente na literatura que analisa problemas de

estimação de matrizes de variância-covariância<sup>12</sup>. Em um contexto de modelos de vetores autoregressivos variantes no tempo, Cogley (2003) e Cogley and Sargent (2005) fazem uma decomposição similar. Como dito anteriormente, permitir que a matriz de variância-covariância altere-se ao longo de tempo é crucial para um VAR estrutural com variação temporal e, mais ainda, para responder à questão levantada neste trabalho. Uma matriz  $A_t$  constante implicaria que uma inovação em determinada variável produz o mesmo efeito nas outras variáveis em todos os períodos. Evidentemente, isso é indesejável se o objetivo é modelar variações temporais em um modelo de equações simultâneas, no qual as interações entre as variáveis ao longo do tempo são fundamentais.

A estratégia consiste em modelar o processo em (4) ao invés de (1). Há uma relação íntima entre as equações (4) e (1), a qual justifica completamente esse procedimento. Considere  $\alpha_t$  como um vetor com mais de um elemento da matriz  $A_t$  (agrupados em colunas) e  $\sigma_t$ , um vetor de elementos diagonais da matriz  $\Sigma_t$ . A dinâmica dos parâmetros com variação temporal é a seguinte:

$$B_t = B_{t-1} + v_t \quad (5)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t \quad (6)$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t \quad (7)$$

Em que as premissas sobre as distribuições de probabilidade dos erros  $(\varepsilon_t, v_t, \zeta_t, \eta_t)$  são apresentadas a seguir. Os parâmetros do vetor  $B_t$ , assim como os elementos da Matriz  $A_t$  são modelados como um passeio aleatório. Assume-se que o desvio padrão ( $\sigma_t$ ) é um passeio aleatório geométrico, pertencendo a uma classe de modelos conhecidos como de volatilidade estocástica. Isto constitui um modelo alternativo à

---

<sup>12</sup> Ver Pinheiro e Bates (1996), Smith e Kohn (2002)



abordagem ARCH (*Auto Regressive Condicional Heterocedasticity*). A diferença fundamental é que as variâncias geradas por (7) são componentes não observáveis<sup>13</sup>.

O fato de um processo modelado como um passeio aleatório atingir um limite superior ou inferior com probabilidade um é uma implicação indesejável do modelo adotado. No entanto, essa premissa deve ser irrelevante, pois as equações (5), (6), (7) são modeladas para um período finito de tempo. Ademais, a hipótese de passeio aleatório apresenta as vantagens de focar-se em mudanças permanentes e reduzir o número de parâmetros no processo de estimação<sup>14</sup>. Percebe-se que, em tese, o modelo pode ser facilmente estendido para considerar um processo auto-regressivo mais geral.

Especificamente, para os parâmetros da matriz de variância-covariância, isso constitui uma vantagem desse modelo sobre os modelos chamados seqüenciais<sup>15</sup>. Assume-se que todas as inovações no modelo são conjuntamente normalmente distribuídas de acordo com as seguintes hipóteses sobre a matriz de variância-covariância:

$$V = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \nu_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (8)$$

Em que  $I_n$  is uma matriz identidade  $n \times n$  e  $Q$ ,  $S$  e  $W$  são matrizes positivas definidas. Convém notar que as restrições sobre a estrutura de  $V$  não são essenciais. Todos os espaços nulos podem ser transformados em não nulos com modificações sutis do processo de estimação. Contudo, há basicamente dois fatores que apóiam a escolha da matriz  $V$  tal como descrita em (8). O primeiro relaciona-se com o alto número de parâmetros do modelo. Acrescentar todos os elementos não pertencentes à diagonal de  $V$  iria requerer uma distribuição de probabilidade *a priori* coerente, que fosse capaz de

---

<sup>13</sup> Ver Shephard (1996) para um panorama das propriedades dos modelos de volatilidade estocástica em comparação com os modelos da família ARCH

<sup>14</sup> Ver Primiceri (2005) para uma discussão sobre a especificação do passeio aleatório.

<sup>15</sup> Ver Shephard (1994)

prevenir problemas de determinação dos parâmetros. A segunda consiste em permitir uma estrutura genérica de correlação entre as diferentes fontes de incerteza que poderia evitar qualquer interpretação estrutural das inovações.

Grande parte do modelo assumirá uma hipótese adicional de que  $S$  seja o bloco da diagonal, contendo blocos que correspondem a parâmetros pertencendo a diferentes equações. Em outras palavras, assume-se que os coeficientes das relações contemporâneas entre as variáveis são independentes em cada equação. Apesar dessa hipótese não ser crucial, a mesma simplifica a inferência e aumenta a eficiência do algoritmo de estimação. O caso geral de  $S$  sem restrições é demonstrado em Primiceri (2005).

#### **4. Inferência Baeyiana**

O objetivo dessa seção é apresentar as técnicas econométricas utilizadas para estimar o VAR estrutural variante no tempo apresentado na seção anterior. Para tanto, métodos de inferência bayesiana serão utilizados para estimar as distribuições de probabilidade posteriores dos parâmetros de interesse. Considere um instante genérico  $\tau$  no tempo e um vetor genérico de matrizes contendo variáveis e termos constantes:

$$M^{\tau} = [m'_1, \dots, m'_\tau]'$$

Ao lidar com componentes não observáveis, para os quais as distinções entre os parâmetros e os choques são menos claras do que em outras situações, a metodologia bayesiana, em que se assumem distribuições a priori, parece ser a mais indicada. Em especial, três fatores fazem com que a adoção do método bayesiano seja particularmente adequado e preferível a outras metodologias para estimar esta classe de modelos. Primeiro, se a variância dos parâmetros variantes no tempo é pequena, os

estimadores de máxima verossimilhança das variâncias têm concentração próxima de zero. Esse problema é denominado na literatura como *pile-up*<sup>16</sup>.

A segunda desvantagem da metodologia de máxima verossimilhança diz respeito à alta dimensionalidade e não-linearidade do processo de estimação. Um modelo complexo certamente deverá ter uma função de log-verossimilhança com inúmeros picos, alguns dos quais em regiões implausíveis para os parâmetros. Além disso, se esses picos forem muito estreitos, a verossimilhança pode ter valores demasiadamente altos fazendo com que o modelo torne-se não representativo na especificação desejada e na região de interesse dos parâmetros. Em uma estrutura bayesiana, o uso de distribuições a priori não-informativas sobre os espaços dos parâmetros é eficaz para evitar erros no ajustamento da distribuição.

A terceira razão é mais prática: apesar de, em tese, ser possível adotar o método de máxima verossimilhança, seria demasiadamente complicada a tarefa de maximização em um espaço com tantas dimensões. O método bayesiano mostra-se mais simples e eficiente em ambientes com grandes dimensões, grande número de parâmetros e excessiva não-linearidade do modelo.

#### **4.1. Distribuições *a priori* e ordenação**

As distribuições a priori propostas nesse trabalho foram selecionadas pela intuição e conveniência na aplicação seguindo a literatura. Primeiramente, é conveniente assumir que os estados iniciais para os coeficientes, as covariâncias, os logaritmos das volatilidades e os hiperparâmetros são intrinsecamente independentes. As distribuições *a priori* para hiperparâmetros,  $Q, W$  e os blocos de  $S$  serão modelados como uma distribuição inversa de Wishart. As priores para os estados iniciais dos coeficientes, relações simultâneas e logaritmos dos erros padrões,  $p(B_0)$ ,  $p(\alpha_0)$  e  $p(\log \sigma_0)$  respectivamente, serão assumidas como sendo normalmente distribuídas<sup>17</sup>. Essas

---

<sup>16</sup> Ver Stock and Watson (1998)

<sup>17</sup> Os valores das médias, variâncias, graus de liberdade, e matrizes serão especificadas na próxima seção, em que as aplicações para a economia brasileira serão discutidas.

premissas, somadas às equações (5), (6), (7) implicam priores normais sobre a seqüência completa dos parâmetros  $B_s$ ,  $\alpha_s$  e  $\log \sigma_s$  condicionais a  $Q, W$  e  $S$ .

A premissa de distribuição a priori normal para  $B$  é comumente utilizada na literatura<sup>18</sup>. Adotar-se-á uma priori normal sobre os elementos de  $A$ . Tal hipótese sobre os elementos de  $A$ , em oposição à inversa,  $A^{-1}$ , pode parecer estranho. Entretanto, a literatura de estatística tem reconhecido as vantagens de modelar a inversa da matriz de variância<sup>19</sup>. A priori log-normal sobre  $\sigma$  também é comum na literatura de volatilidade estocástica<sup>20</sup>. Esta não é uma distribuição *a priori* conjugada, mas tem a vantagem de ser mais facilmente tratável. Adicionalmente, priores representadas por inversas de Gama e Wishart, as quais são conjugadas, têm sido comumente utilizadas nesse tipo de modelagem<sup>21</sup>.

Finalmente, cabe salientar uma potencial desvantagem em modelar as premissas (4), (6), (7), (8) em combinação com as priores sobre  $A$  e  $\Sigma$ . Essa desvantagem provém do fato de que, em princípio, a ordem das variáveis na equação (4) importa. Isso é devido à estrutura de decomposição triangular inferior imposta sobre a matriz  $A_t$ . Mais precisamente, considere o vetor  $\tilde{y}_t$ , obtido a partir da permutação da ordem dos elementos do vetor  $y_t$ . Similarmente, seja  $\tilde{\Omega}_t$  a matriz de covariância obtida da mesma permutação de colunas e linhas de  $\Omega_t$ . Claramente, pode-se perceber que é impossível encontrar uma matriz triangular inferior  $\tilde{A}_t$  e uma matriz diagonal  $\tilde{\Sigma}_t$  tal que

$$\tilde{A}_t^{-1} \tilde{\Sigma}_t^{-1} \tilde{\Sigma}_t' \tilde{A}_t'^{-1} = \tilde{\Omega}_t^*,$$

---

<sup>18</sup> Ver Primiceri (2005)

<sup>19</sup> Ver Cox e Wermuth (1996)

<sup>20</sup> Ver Harvey *et al* (1994)

<sup>21</sup> Ver Shephard (1994a) e Uhlig (1997). Ver também Shephard (1994b) para uma comparação entre as duas metodologias na forma univariada

Em que os elementos livres de  $\tilde{A}_t$  sejam normais, os elementos de  $\tilde{\Sigma}_t$  sejam log-normais e  $\tilde{\Omega}_t^*$  tenha a mesma distribuição de  $\tilde{\Omega}_t$ . Uma forma de observar esse problema é perceber que um elemento (1,1) de  $\tilde{\Omega}_t^*$  deveria ter necessariamente distribuição log-normal enquanto um elemento (1,1) de  $\tilde{\Omega}_t$  não. Usualmente, em um conjunto que não varia ao longo do tempo, a estrutura triangular inferior não interfere na inferência (porque, para a matriz de variância-covariância, a probabilidade domina a distribuição *a priori*). Entretanto, em um modelo com variação ao longo do tempo, não fica claro que esse fenômeno pode ocorrer e sua relevância pode variar em cada caso particular.

Observe que, caso exista uma preocupação em relação ao problema de ordenação, uma possível solução seria impor uma distribuição a priori sobre todas as ordens possíveis das variáveis do sistema. Dessa forma, os resultados obtidos com as diferentes ordens poderiam ser ponderados sobre as bases das distribuições a priori e a posteriori das diferentes especificações. No contexto da aplicação empírica, convém ressaltar que os resultados obtidos nas diferentes ordenações são muitos similares.

#### **4.2. Método de simulação**

O modelo foi estimado por simulação da distribuição dos parâmetros de interesse. Esta seção discute o método utilizado para simular tais distribuições a partir dos dados empíricos. O processo consiste em modelar as variáveis como uma cadeia de Markov. A partir dessa premissa, utiliza-se o método de simulação de Monte Carlo para estimar as distribuições posteriores. Particularmente, utiliza-se um algoritmo chamado *Gibbs Sampling*, que consiste em uma variação particular método *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC). Este é um método de suavização que estima variáveis suavizadas baseadas em todo conjunto de dados disponível. A conveniência da estimação suavizada, em

contraponto à filtrada, não pode ser estabelecida a priori, mas claramente depende da especificação do problema em questão<sup>22</sup>.

Como dito anteriormente, o algoritmo MCMC é utilizado para gerar uma amostra da distribuição conjunta a posteriori de  $(A^T, B^T, \Sigma^T, V)$ . O algoritmo de *Gibbs Sampling* é desenvolvido em quatro estágios, retornando os coeficientes  $B^T$  variantes no tempo, as relações simultâneas  $A^T$ , as volatilidades  $\Sigma^T$  e os hiperparâmetros ( $V$ ) condicionados aos dados observados e aos parâmetros restantes.

Condicional em  $A^T$  e  $\Sigma^T$ , a forma de espaço estado dada pelas equações (4) e (5) é linear e gaussiana. Portanto, a distribuição posterior condicional de  $B^T$  é um produto de densidades gaussianas e  $B^T$  pode ser construída a partir de uma simulação padrão<sup>23</sup>. Pela mesma razão, a posterior de  $A^T$  condicional em  $B^T$  e  $\Sigma^T$  é também um produto de distribuições normais. Assim,  $A^T$  pode ser escrita da mesma forma. A simulação de  $\Sigma^T$  está baseada no método de transformação da forma espaço estado em linear e aproximadamente gaussiana descrito em Kim *et al* (1998). Finalmente, simular a distribuição posterior de  $V$  também é padrão, desde que esta seja um produto de distribuições Wishart invertidas.

#### **4.3. Identificação e interpretação estrutural**

O método descrito na seção anterior permite a estimação de um VAR reduzido. Entretanto, contanto que um procedimento exato de identificação para os choques aditivos seja possível, um VAR estrutural pode facilmente ser estimado em dois passos. Considere o seguinte modelo:

$$y_t = X_t' B_t + \Xi_t \varepsilon_t$$

---

<sup>22</sup> Ver Sims (2001)

<sup>23</sup> Ver Primiceri (2005)

O qual difere de (4) porque as matrizes  $\Xi_t$ ,  $n \times n$ , não são necessariamente triangulares inferiores. Assuma ainda que, para qualquer  $t$ ,  $\Xi_t$  contém pelo menos  $\frac{n(n-1)}{2}$  restrições, o que garante a identificação. O primeiro passo consiste em estimar o VAR na forma reduzida, seguindo a metodologia apresentada anteriormente. O resultado da simulação apresenta as distribuições posteriores de  $B$  e de  $\Omega_t$ <sup>24</sup> a cada período do tempo. Para obter o resultado da posterior de  $\Xi_t$ , basta resolver o sistema de equações dado por

$$\Xi_t \Xi_t' = \Omega_t \quad t = 1, \dots, T \quad (9)$$

Para todo  $\Omega_t$ . Observe que, mesmo sendo um processo geral conveniente para a identificação, podem existir estruturas de  $\Xi_t$  para as quais (9) não possui solução. Para que haja solução, deve-se garantir que a matriz  $\Xi_t$  tenha posto completo.

Claramente, se a identificação for baseada em uma forma triangular inferior a solução para (9) é simplesmente  $\Xi_t = A_t^{-1} \Sigma_t$ . Note que esse *framework* não permite uma identificação eficiente de sistemas sobre identificados, a menos que a sobre identificação derive de restrições nulas na forma triangular. Este caso facilmente pode ser tratado impondo as restrições corretas. Como antecipado na seção 3, esta é a forma adequada para interpretar os resultados do modelo. O fato de que os elementos de  $\Xi_t$  variam ao longo do tempo representa uma diferença crucial sobre um VAR padrão.

De fato, a flexibilidade dos parâmetros no modelo adotado nesse trabalho não vem sem custos. E um dos principais deriva exatamente da falta de restrições significativas, suficientes para isolar as fontes de incerteza. Para por luz à questão: considere a especificação de política monetária usada no modelo (um VAR com três variáveis, inflação, hiato do produto e taxa de juros). Assuma que uma identificação confiável

---

<sup>24</sup> Observe-se que  $\Omega_t, t = 1, \dots, T$  são matrizes de variância-covariância dos erros do VAR em sua forma reduzida a cada ponto do tempo.

esteja disponível para a equação de política monetária (por exemplo, inflação e hiato do produto reagem a choques na taxa de juros com pelo menos um período de defasagem). Em um VAR padrão, usar-se-iam funções comuns de resposta ao impulso e decomposição de variância. Isso pode ser feito porque todas as fontes de choques são idênticas em todos os períodos e as reações das variáveis (nesse caso, taxa de juros) também permanecem constantes em qualquer momento do tempo. Isso definitivamente é uma hipótese muito forte quando se trata de estratégias de políticas monetárias distintas. Já para o caso de um VAR estrutural variante no tempo, a situação não é tão simples. Deve-se levar em consideração que as fontes dos choques são distintas, as variâncias e covariâncias entre as variáveis também variam dinamicamente e, principalmente, a autoridade monetária pode mudar a forma como reage a esses choques. Observando a equação (8), por exemplo, no modelo utilizado nesse trabalho, deveriam existir pelo menos três fontes distintas de choques. O primeiro ( $\varepsilon$ ) é o usual choque aditivo. O segundo choque ( $\zeta$ ) equivale à reação da taxa de juros à inflação e hiato correntes. E o terceiro diz respeito aos choques advindos da reação da taxa de juros a valores passados das variáveis do sistema ( $\nu$ ). Choques monetários do primeiro tipo são considerados como independentes de quaisquer inovações. Esta hipótese é crucial para a interpretação dos efeitos de tais choques, além da existência de outras inovações no sistema. De outra forma, choques do segundo tipo são correlacionados com a equação, mas não correlacionados com as demais equações (caso  $S$  seja o bloco diagonal). Essa hipótese permite, por exemplo, a análise do impacto de choques para a parcela sistemática da política monetária sobre o resto da economia. Já choques do terceiro tipo são de fato correlacionados também com as outras equações. Isso significa que inovações do terceiro tipo em equações não relacionadas com a política monetária poderão afetar também a equação de política monetária. Admitir essa hipótese significa caminhar para um modelo mais realista, no qual existem fontes de incerteza que afetam diretamente o sistema de equações e não podem ser facilmente ortogonalizadas para cada equação.



#### 4.4. Dados e parametrização

As técnicas descritas acima serão utilizadas para estimar um modelo com variáveis trimestrais para a economia brasileira. De forma simplificada, apenas três variáveis serão incluídas no modelo<sup>25</sup>: taxa de inflação<sup>26</sup> (Índice de Preços ao Consumidor Amplo, mensurado pelo IBGE), hiato do produto (Diferença entre o Produto Interno Bruto, mensurado pelo IBGE, e o produto potencial estimado a partir de um filtro Hodrick-Prescott<sup>27</sup>, e taxa de juros<sup>28</sup> (Taxa Básica de Juros – SELIC, calculada pelo Banco Central). Para as taxas de juros e inflação, os dados trimestrais foram anualizados. Inicialmente, foram feitas estimações utilizando a série de desemprego<sup>29</sup>, conforme a análise de Primiceri (2005) para a economia dos Estados Unidos. Porém, os resultados desviaram-se muito da teoria econômica. Uma possível explicação leva em consideração os problemas do mercado de trabalho brasileiro e será apresentada na seção 6.

As duas primeiras variáveis não estão sob controle direto do Banco Central e, portanto, não podem ser entendidas como instrumentos de política monetária. A última representa o instrumento de reação do Banco Central, sendo considerada o objetivo intermediário de política monetária. Apesar de a literatura preferir uma análise com um grande número de variáveis<sup>30</sup>, esse trabalho propõe uma análise inicial sobre o tema usando uma metodologia complexa que pode gerar resultados mais robustos a partir de

---

<sup>25</sup> Todas as variáveis foram coletadas na base de dados do IPEA.

<sup>26</sup> Índice de Preços ao Consumidor Amplo, utilizado indicador base do regime de metas de inflação no Brasil

<sup>27</sup> Ver Hodrick e Prescott (1997)

<sup>28</sup> A taxa de juros SELIC, que baliza as operações de curtíssimo prazo, é utilizada como principal instrumento de política monetária no regime de metas de inflação no Brasil e atua como referencial para as demais taxas de juros vigentes na economia.

<sup>29</sup> A série de desemprego para todas as regiões metropolitanas não estava disponível para todo o período de análise. Optou-se por utilizar nos testes preliminares a série da região metropolitana de São Paulo, pois existe forte correlação com a série das demais regiões metropolitanas. Mais especificamente, o coeficiente é 0,923.

<sup>30</sup> Ver Bernanke e Mihov (1998)

hipóteses mais próximas da realidade. Outros trabalhos exploram o mesmo número de variáveis<sup>31</sup>. As séries foram coletadas em base trimestral no período de 1996:1 até 2007:2 consolidando 46 observações. Será estimado o modelo com duas defasagens no tempo (equivalente a seis meses), dado que existe um período de defasagem para a reação da política monetária causado principalmente por problemas de assimetria informacional e nos canais de transmissão<sup>32</sup>. As distribuições de probabilidade posteriores serão simuladas com base nos primeiros 14 pontos da amostra, ou seja, no período de 1996:1 até 1999:2. As simulações serão baseadas em 10000 iterações do processo *Gibbs Sampler*, descartando as 2000 primeiras para convergência. Após a simulação, os parâmetros serão obtidos a partir das médias das distribuições posteriores em cada período. Como forma de inferência estatística, serão analisados o décimo sexto e o octagésimo quarto percentil análogo a um nível de confiança de aproximadamente 95% em um teste bi-caudal.

## 5. Condição de estabilidade da política monetária

A seção ocupa-se de derivar a condição de estabilidade para a política monetária com uma regra clara de taxa de juros e sob *Inflation Targeting*. Será utilizado o *framework* desenvolvido em Woodford 2003.

A economia é descrita por uma curva IS intertemporal, representada na equação (10), uma curva de Phillips Novo-Keynesiana, equação (11), e uma regra de Taylor, equação (12). Como o propósito analítico é caracterizar o equilíbrio envolvendo pequenas flutuações em torno do equilíbrio de longo prazo, a aproximação log-linear é suficiente.

$$x_t = E_t x_{t+1} - \sigma \left( \hat{i}_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n \right) \quad (10)$$

---

<sup>31</sup> Rotemberg e Woodford (1997) e Cogley e Sargent (2001, 2003, 2005)

<sup>32</sup> Ver Bofinger (2001).

Em que  $x_t$  é o hiato do produto;  $\sigma$  é a parcela de consumo privado na demanda agregada;  $\hat{i}_t$  é a taxa de juros nominal;  $\pi_t$  é a inflação;  $\hat{r}_t^n$  é a taxa de juros natural.

$$\pi_t = \kappa x_t + \beta E_t \pi_{t+1} \quad (11)$$

Em que  $\kappa$  é o coeficiente de ajustamento de preços.

$$\hat{i}_t = \bar{i}_t + \phi_\pi (\pi_t - \bar{\pi}) + \phi_x \frac{(x_t - \bar{x})}{4} \quad (12)$$

Em que  $\bar{i}_t$  é um intercepto exógeno correspondente à taxa natural de juros;  $\phi_\pi; \phi_x$  são os coeficientes de resposta à inflação e ao hiato do produto. A relação intertemporal na IS contém um termo de distúrbio exógeno, que representa os desvios da taxa natural de juros.

$$\hat{r}_t^n = \sigma^{-1} \left[ \left( g_t - \hat{Y}_t^n \right) - E_t \left( g_{t+1} - \hat{Y}_{t+1}^n \right) \right] \quad (13)$$

Em que  $g_t$  é um termo de distúrbio que indica as mudanças na relação entre renda real e utilidade marginal da renda real. Admitindo uma relação de equilíbrio de longo prazo, na qual o hiato do produto é nulo e a taxa de juros nominal é igual à taxa de juros natural, tem-se que

$$1 + r_t^n \equiv \beta^{-1} \left\{ E_t \left[ \frac{u_c(Y_{t+1}^n; \xi_{t+1})}{u_c(Y_t^n; \xi_t)} \right] \right\}^{-1} \quad (14)$$

Em que a taxa natural de juros pode ser definida como uma taxa real de retorno de equilíbrio quando os preços são flexíveis. O produto natural pode ser definido como função de termos de distúrbio nos coeficientes dos gastos do governo e da desutilidade marginal da oferta de trabalho podendo ser reescrito como

$$Y_t^n \equiv \frac{\sigma^{-1}}{\sigma^{-1} + \omega} (\hat{G}_t + s_c \bar{c}_t) + \frac{1}{\sigma^{-1} + \omega} ((1 + \omega)a_t + \nu \bar{h}_t) \quad (15)$$

Onde  $\omega$  é a elasticidade do custo real marginal do trabalho;  $\hat{G}_t$  é o desvio dos gastos do governo do equilíbrio de longo prazo;  $\bar{c}_t$  é a mudança percentual na utilidade marginal da renda  $\nu$  é o inverso da elasticidade da oferta de trabalho;  $\bar{h}_t$  é a mudança percentual da oferta de trabalho.

Observe-se que cada um dos distúrbios exógenos aumenta o produto natural de equilíbrio. Sob uma política monetária que busca o equilíbrio com estabilidade de preços, cada um dos distúrbios gera uma perturbação do nível de atividade econômica agregada. Supondo que cada um dos termos de distúrbio segue um processo auto-regressivo de primeira ordem, o equilíbrio baseado em expectativas racionais com estabilidade de preços é dado por

$$\hat{r}_t^n = (\sigma + \omega^{-1})^{-1} \left[ (1 + \rho_G) \hat{G}_t + s_c (1 + \rho_c) \bar{c}_t - (1 + \omega^{-1})(1 + \rho_a) a_t - \omega^{-1} \nu (1 + \rho_h) \bar{h}_t \right] \quad (16)$$

Em que  $\rho_G, \rho_c, \rho_a, \rho_h$  são os coeficientes de correlação dos quatro processos exógenos de distúrbio. Embora a condição de estacionariedade determine que  $\rho < 1$  para cada caso em particular, observa-se que a taxa de juros precisa aumentar em resposta a aumentos temporários nos gastos do governo, impaciência no consumo privado assim como em resposta a aumentos temporários de produtividade ou na oferta de trabalho. Clarida *et al.* (1999) argumentam que a política monetária ótima envolve ajustes na taxa de juros em contraponto a choques de demanda. Por ajuste, devem-se considerar movimentos de um-para-um no instrumento, i.e., na taxa de juros nominal. Entender as fontes das flutuações no produto e no nível de preços é fundamental para determinar as condições de equilíbrio. Resolvendo o sistema de equações simultâneas

para as variáveis endógenas  $\{x_t; \pi_t\}$ , dados os processos estacionários  $\left\{ \begin{matrix} \hat{r}_t^n & \hat{i}_t \end{matrix} \right\}$ , pode-se escrever o sistema como

$$E_t z_{t+1} = A z_t + \alpha \begin{pmatrix} \hat{r}_t^n - \hat{i}_t \end{pmatrix} \quad (17)$$

Considerando a regra de Taylor, pode-se reescrever a equação (17) como

$$E_t z_{t+1} = A z_t + \alpha \begin{pmatrix} \bar{r}_t - \bar{i}_t + \bar{\pi} \end{pmatrix} \quad (18)$$

Em que o vetor de variáveis endógenas é

$$z_t \equiv \begin{bmatrix} \pi_t - \bar{\pi} \\ x_t - \bar{x} \end{bmatrix}$$

E as matrizes de coeficientes são

$$A \equiv \begin{bmatrix} \beta^{-1} & \beta^{-1} \kappa \\ \sigma(\phi_\pi - \beta^{-1}) & 1 + \sigma\left(\phi_x/4 + \beta^{-1} \kappa\right) \end{bmatrix}, \quad a \equiv \begin{bmatrix} 0 \\ -\sigma \end{bmatrix}$$

A matriz  $A$  possui a seguinte equação característica

$$trA = 1 + \beta^{-1}(1 + \sigma\kappa) + \sigma\phi_x/4, \quad \det A = \beta^{-1} \left[ 1 + \sigma\left(\phi_x/4 + \kappa\phi_\pi\right) \right]$$

Restringindo a análise para o caso em que  $\phi_x, \phi_\pi \geq 0$ . Assim, necessariamente  $\det A > 1$ . Observe-se que a matriz  $2 \times 2$  com determinante positivo tem dois autovalores fora do círculo unitário se e somente se

$$\det A > 1, \quad \det A - trA > -1, \quad \det A + trA > -1 \quad (19)$$

Analisando a primeira das três restrições citadas acima, tem-se que ambos os autovalores estarão fora do círculo unitário se e somente se

$$\phi_{\pi} + \frac{1-\beta}{4\kappa} \phi_x > 1 \quad (20)$$

Com base nessa desigualdade, conclui-se que, para cada ponto percentual de inflação permanentemente alta, deve-se tolerar um hiato do produto da ordem de  $\frac{1-\beta}{4\kappa}$  pontos percentuais. Considerando os efeitos da inércia da taxa de juros no longo prazo sob as condições de determinação do equilíbrio, pode-se utilizar uma regra de Taylor generalizada na forma

$$\hat{i}_t = \hat{i}_t + (\hat{i}_{t-1} - \bar{i}_{t-1}) + \phi_{\pi}(\pi_t - \bar{\pi}) + \phi_x \frac{(x_t - \bar{x})}{4} \quad (21)$$

Assumindo  $\rho, \phi_x, \phi_{\pi} \geq 0$ , um vetor de variáveis exógenas, tal que

$$z_t \equiv \begin{bmatrix} \pi_t - \bar{\pi} \\ x_t - \bar{x} \\ \hat{i}_{t-1} - \bar{i}_{t-1} \end{bmatrix}$$

e

$$A \equiv \begin{bmatrix} \beta^{-1} & \beta^{-1}\kappa & 0 \\ \sigma(\phi_{\pi} - \beta^{-1}) & 1 + \sigma\left(\phi_x/4 + \beta^{-1}\kappa\right) & \rho\sigma \\ \phi_{\pi} & \phi_x/4 & \rho \end{bmatrix}, \quad a \equiv \begin{bmatrix} 0 \\ -\sigma \\ 0 \end{bmatrix}$$

Observe-se que a equação característica da matriz  $A$  pode ser escrita na forma

$$P(\mu) = \mu^3 + A_2\mu^2 + A_1\mu + A_0 = 0$$

Em que

$$\begin{aligned}
A_0 &= -\beta^{-1} \rho < 0 \\
A_1 &= \rho + \beta^{-1} (1 + \rho(1 + \kappa\sigma)) + \beta^{-1} \sigma \left( \kappa \phi_\pi + \phi_\pi / 4 \right) > 0 \\
A_2 &= \beta^{-1} (1 + \kappa\sigma) - 1 - \rho - \sigma \phi_\pi / 4 < 0
\end{aligned}$$

A condição necessária e suficiente para o presente caso é

$$\phi_\pi + \frac{1-\beta}{4\kappa} \phi_x > 1 - \rho \quad (22)$$

Considerando que a análise segue uma regra de política monetária com base em um regime de metas de inflação, no qual o objetivo final da autoridade monetária é a manutenção da inflação em torno da meta, a condição pode ser reescrita como

$$\frac{\phi_\pi}{1-\rho} > 1 \quad (23)$$

Assim, se o Banco Central deseja manter a estabilidade de preços na economia, deve responder a um aumento persistente de um ponto percentual na inflação elevando a taxa de juros nominal em mais do que um ponto percentual. Uma análise mais detalhada das funções de resposta do Banco Central para o caso brasileiro será apresentada na próxima seção.

## 6. Resultados

Como apresentado anteriormente, o objetivo do trabalho é analisar os efeitos de políticas monetárias sistemáticas (choques no instrumento de política monetária, a taxa de juros) e não-sistemáticas (eventos não controlados pela autoridade monetária) sobre as variáveis macroeconômicas, em especial, sobre inflação e hiato do produto.

Para a economia brasileira, optou-se por substituir a variável desemprego por hiato do produto basicamente por três motivos: (i) a relação íntima entre desemprego e hiato do produto exposta na teoria pela lei de Okun; (ii) pelos problemas de rigidez inerentes ao

mercado de trabalho brasileiro<sup>33</sup>, que poderiam distorcer os resultados; (iii) pela falta de dados agregados para o período de análise.

Na construção do VAR, a taxa de juros (SELIC) foi considerada como o instrumento de política monetária e foi assumida a hipótese de que inflação e hiato do produto reagem a choques de política monetária com pelo menos um período de defasagem. As condições de identificação, apresentadas na seção 4.3, são fundamentais para o isolamento de choques de política monetária. Essa forma de identificação é padrão na literatura. Seguem nessa linha os trabalhos de Rotemberg e Woodford (1997) e Bernanke e Mihov (1998). Cabe salientar que a interação simultânea entre inflação e desemprego foi arbitrariamente modelada como uma matriz triangular inferior, com inflação à frente. A outra especificação contendo hiato do produto como a primeira variável do vetor também foi estimada e seus resultados foram muito semelhantes à especificação utilizada no trabalho. A ordem das duas primeiras variáveis não afetou os resultados dos choques de política monetária.

As respostas diretas da taxa de juros à inflação e ao hiato do produto são consideradas choques de política monetária sistemáticos. Considerando a regra de estabilização derivada na seção 6, segue-se que a autoridade monetária especifica um objetivo final explícito, controlar a inflação, utilizando apenas uma variável de controle, a taxa de juros. A hipótese básica assumida é que, mesmo definindo-se um alvo para a taxa de juros de curto prazo, a autoridade monetária alcança sua meta gradualmente, pois tende a suavizar os movimentos da taxa de juros. A partir desse *framework*, tem-se que uma condição suficiente para estabilizar a inflação é definida por

$$\phi_{\pi} > 1$$

i.e. a soma dos coeficientes de resposta da taxa de juros à inflação deve ser maior do que 1. Essa regra coincide com a resposta de longo prazo da taxa de juros à inflação,

---

<sup>33</sup> Tais como as leis trabalhistas, em especial pagamento de multa sobre o percentual acumulado de FGTS, que gera empecilhos no processo de contratação e demissão, entre outros.



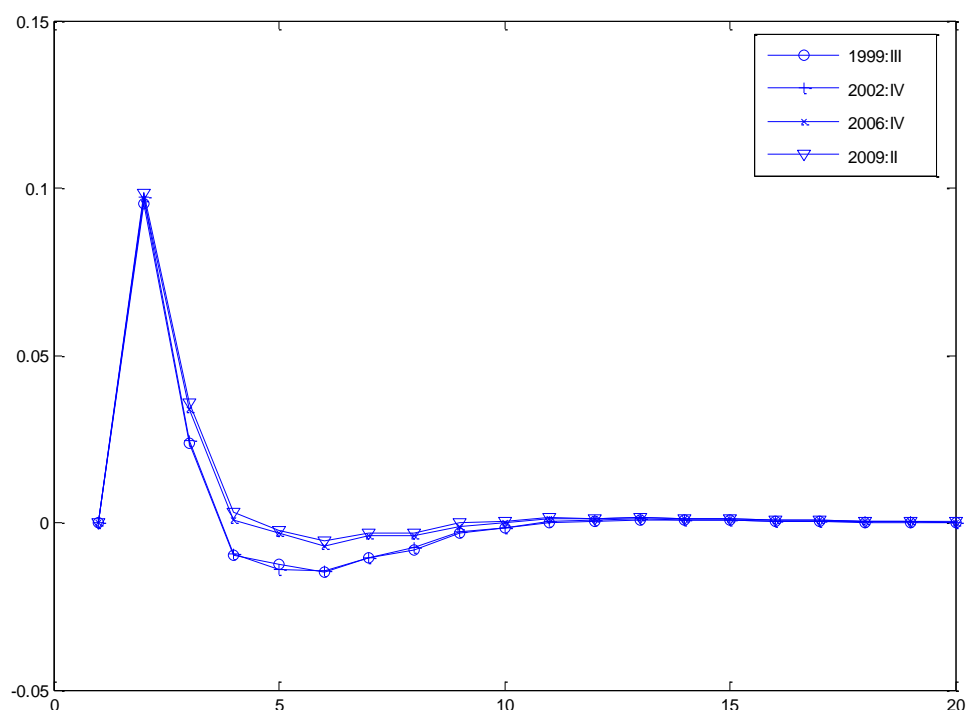
obtida a partir da condição de estabilidade apresentada na seção anterior em um caso extremo sem suavização e sem reação ao hiato do produto.

Portanto, sobre o ponto de vista teórico, as respostas de longo prazo são fundamentais para a estabilização da inflação, ainda mais em ambiente de metas de inflação, no qual se considera a expectativa de inflação como alvo de política monetária. Da perspectiva empírica, como dito anteriormente, impor a variação ao longo do tempo da matriz de variância-covariância é determinante na análise das respostas simultâneas de longo prazo, que por sua vez, determinam a estabilidade da inflação e do hiato do produto a variações na taxa de juros de curto prazo.

Sumarizando, a análise a seguir leva em consideração que, a partir da decomposição dos choques de política monetária em sistemáticos e não-sistemáticos, é possível observar em que períodos a regra de estabilização foi efetivamente respeitada, ou seja, em quais períodos a resposta foi superior a um. Cabe ressaltar que, quando a resposta dos choques sistemáticos é superior a um, a condição de estabilidade de longo prazo está sendo respeitada e a condução de política monetária permanece em consonância com a teoria econômica.

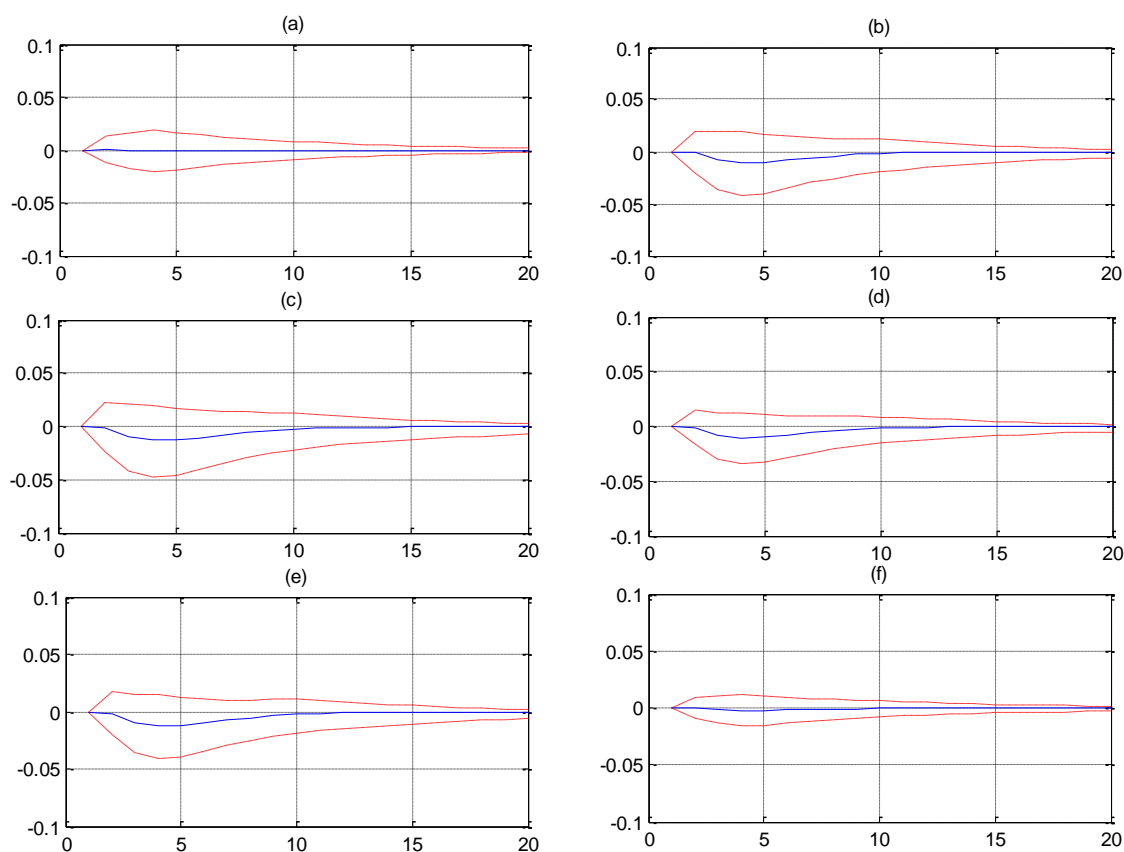
### **6.1. Diferenças de política monetária**

O Gráfico 2 apresenta as respostas dos choques de política monetária em quatro períodos de tempo distintos: (i) a implementação do regime de metas de inflação em 1999; (ii) a crise cambial pré-eleitoral no final de 2002; (iii) o último trimestre na diretoria de Afonso Bevilaqua, o final de 2006; e (iv) O último trimestre analisado sob a diretoria de Mário Mesquita. A partir dessa análise, pretende-se estimar se houve, estatisticamente, diferenças na condução de política monetária ao longo do regime de metas de inflação. Para tanto, foram estimadas funções de resposta ao impulso (FRI's) para os quatro períodos em questão. Além de mostrar as FRI's, o gráfico 2 apresenta as diferenças entre os períodos um a um para inflação.



**Gráfico 1** – (a) Funções de resposta ao impulso da inflação para choques de política monetária em 1999:2, 2002:4 e 2006:4 e 2009:1. Elaboração própria

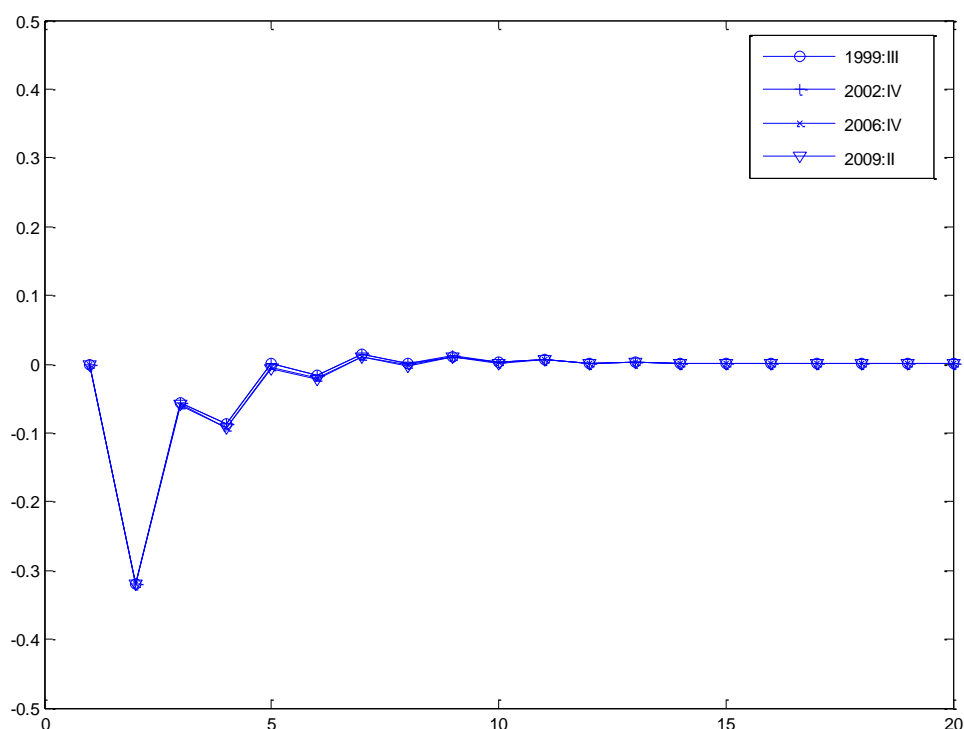
Observando-se os gráficos 1 e 2, claramente é possível verificar que os coeficientes estimados não apresentam variação significativa no tempo. As comparações de diferença no gráfico 2 permanecem estatisticamente iguais a zero em todo período de análise como demonstram as bandas. Dessa forma, não há evidência de não-linearidade em relação a choques de política monetária. No entanto, evidencia-se, no Gráfico 1, uma sutil diferença entre as gestões Armínio Fraga (1999 e 2002) e Henrique Meirelles (2006 e 2009) no que tange ao processo de decaimento da inflação. De acordo com a análise empírica, a resposta da inflação tem maior intensidade após cinco períodos na gestão de Armínio Fraga.



**Gráfico 2** – Análise das FRI's da Inflação. (a) diferenças entre as respostas em 1999:1 e 2002:4 com 16º e 84º percentis; (b) diferenças entre as respostas em 1999:1 e 2006:4 com 16º e 84º percentis; (c) diferenças entre as respostas em 1999:1 e 2009:1 com 16º e 84º percentis; (d) diferenças entre as respostas em 2002:4 e 2006:4 com 16º e 84º percentis; (e) diferenças entre as respostas em 2002:4 e 2009:1 com 16º e 84º percentis; (f) diferenças entre as respostas em 2006:4 e 2009:1. Elaboração Própria.

Os gráficos 3 e 4, analogamente, mostram a evolução das respostas da taxa de juros a um aumento permanente de 1% no hiato do produto. Paralelamente à análise para a inflação, as respostas encontradas não levam a indícios de diferenças estatisticamente significativas na política monetária ao longo do tempo.

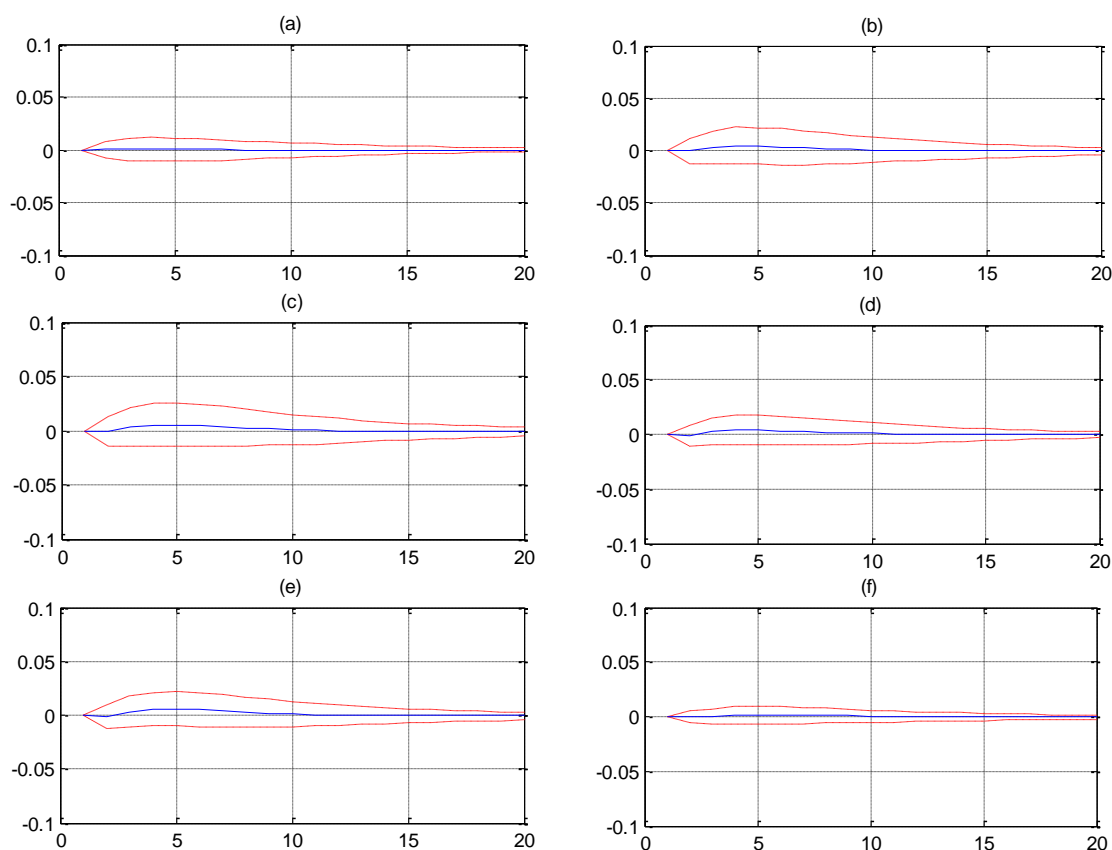
Em ambos os gráficos, nota-se que as reações em termos de taxa de juros em todos os períodos foram quase idênticas, i.e., em termos de resposta a choques na inflação e no hiato do produto, a política monetária foi muito semelhante desde a implementação do regime de metas de inflação.



**Gráfico 3 - (a)** Funções de resposta ao impulso do hiato do produto para choques de política monetária em 1999:2, 2002:4 e 2006:4 e 2009:1. Elaboração própria

Entretanto, isso não quer dizer que ambas as políticas foram eficientes no controle da inflação. É importante que sejam observadas as diferenças contextuais entre os períodos. A manutenção da estabilidade de preços depende fundamentalmente da condição de estabilidade. Os resultados mostram que os choques exógenos foram distintos em períodos de análise, a crise de expectativas em 2002, a gestão de Afonso Bevilaqua e no período pós-crise de 2008 sob a diretoria de Mário Mesquita.

Enquanto os gráficos mostram que não houve diferença na condução de política monetária, os choques exógenos fizeram com que a inflação permanecesse sistematicamente acima da banda superior da meta de inflação durante a crise de expectativas na gestão Armínio Fraga em 2002. Já com relação à crise de 2008, não houve rompimento da meta em nenhum momento da mesma forma que no período sob responsabilidade de Afonso Bevilaqua, em que não se verificou crise de nenhuma natureza.



**Gráfico 4** – Análise das FRI's do Hiato do Produto. (a) diferenças entre as respostas em 1999:1 e 2002:4; (b) diferenças entre as respostas em 1999:1 e 2006:4; (c) diferenças entre as respostas em 1999:1 e 2009:1; (d) diferenças entre as respostas em 2002:4 e 2006:4; (e) diferenças entre as respostas em 2002:4 e 2009:1; (f) diferenças entre as respostas em 2006:4 e 2009:1. As bandas representam os 16º e 84º percentis. Elaboração Própria.

Uma possível explicação pode estar no fato de haver uma mudança em relação à credibilidade no regime de metas e os custos de desinflação<sup>34</sup>. Outra explicação, que será analisada nesse artigo, encontra suporte no nível de esforço do Banco Central em relação à política monetária sistemática, ou seja, a magnitude da resposta imediata da taxa de juros a choques na inflação no mesmo período. A manutenção da estabilidade de preços depende fundamentalmente da condição de estabilidade. Se a autoridade monetária, mesmo reagindo a choques da mesma forma, impõe um esforço maior em termos de juros, esse esforço pode garantir a estabilidade na presença de um ambiente de crise como o que ocorreu em 2008.

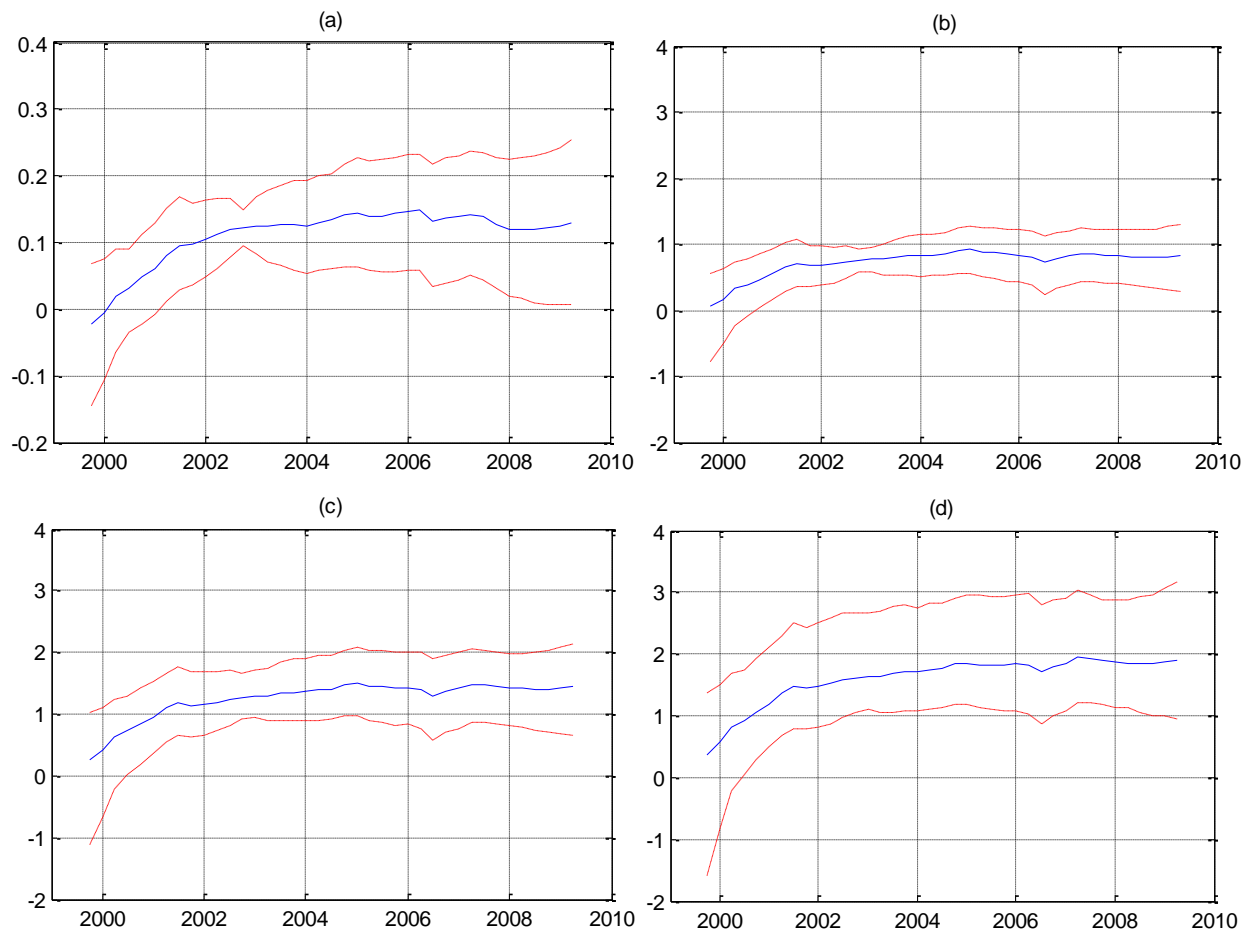
<sup>34</sup> Para uma discussão sobre credibilidade e custos de desinflação, ver Fraga, Goldfahn e Minella (2003)

Ao analisar com maior detalhe os dois períodos da gestão Henrique Meirelles, vê-se claramente que o primeiro, na diretoria de Afonso Bevilaqua, a inflação converge para a banda inferior da meta, enquanto que, na diretoria de Mário Mesquita, a inflação converge para a banda superior da meta. Considerando que não houve diferença significativa de política monetária nos dois períodos, os choques exógenos podem ter sido responsáveis pela alteração no patamar de inflação. Dessa forma, torna-se imprescindível observar se as respostas de política monetária respeitam a condição de estabilidade, ( $\phi_{\pi} > 1$ ), para verificar se a política monetária sistemática foi efetivamente responsável pela convergência da inflação para a meta.

## **6.2. Intensidade da política monetária e os períodos de crise**

Ao avaliar as mudanças de comportamento dos coeficientes do VAR no tempo podemos verificar como a resposta da política monetária mudou nos períodos recentes na economia brasileira. Em especial, uma questão que pode ser respondida é qual foi a reação do Bacen nos períodos de choques cambiais de 2002 e na crise de 2008. E se ela foi coerente com o previsto pela teoria. Além disso, pode-se verificar se a posterior convergência da inflação à meta foi consequência ou não de uma mudança de conduta do Bacen.

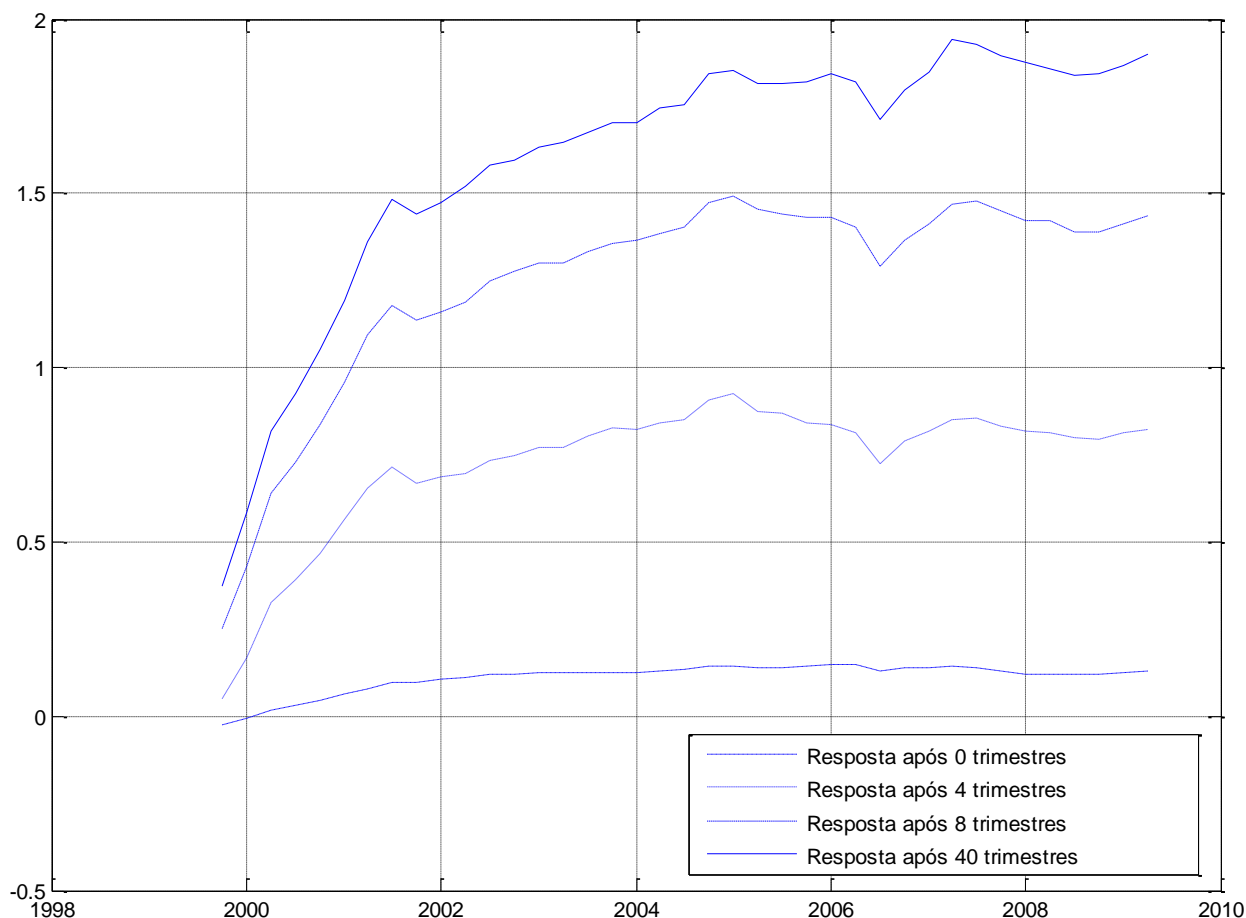
Como o VAR foi estimado com parâmetros variando no tempo temos uma função de resposta a impulso para cada ponto no tempo. Assim, ao invés de apresentar todas as respostas a impulso, que seria impraticável, foram selecionados quatro períodos para se analisar a resposta do Bacen: (a) resposta imediata (0 trimestres); (b) resposta após 1 ano (4 trimestres); (c) resposta após 2 anos (8 trimestres); (d) e resposta após 40 trimestres, que podemos considerar como sendo a resposta de longo prazo dos juros à inflação. Os gráficos Gráfico 5 - Resposta da taxa de juros a um aumento permanente da inflação, com 16º e 84º percentil. (a) resposta imediata; (b) resposta após 4 trimestres; (c) resposta após 8 trimestres; (d) resposta após 40 trimestres. e Gráfico 6 – Resposta da taxa de juros a um aumento permanente de 1% na inflação. apresentam os resultados.



**Gráfico 5** - Resposta da taxa de juros a um aumento permanente da inflação, com 16º e 84º percentil. (a) resposta imediata; (b) resposta após 4 trimestres; (c) resposta após 8 trimestres; (d) resposta após 40 trimestres.

Devido a excessiva volatilidade da estimação, resultante da micro numerosidade de dados para a geração das distribuições posteriores, apenas para a resposta de longo (40 períodos) não é possível rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente de resposta seja estatisticamente maior do que um. Analisando o gráfico 5 (d), é possível observar que, após o período de 2002, o parâmetro de reação da taxa de juros com relação à inflação permanece estatisticamente maior do que 1, o que denota maior rigor da autoridade na condução da política monetária. Isso explica porque a inflação permaneceu sistematicamente abaixo da meta no período de 2006 a 2007, na gestão Afonso Bevilacqua, em que não houve choques exógenos de grande intensidade. Já na gestão Mário Mesquita, a inflação acelerou ficando acima da meta durante o período de

crise. Mesmo com o aumento dos choques exógenos causados pela crise de 2008, a inflação ficou dentro da meta, o que demonstra que a havia excesso de rigor na condução da política monetária nesse período.



**Gráfico 6** – Resposta da taxa de juros a um aumento permanente de 1% na inflação. Elaboração Própria.

Pode-se constatar, então, que a gestão Henrique Meirelles foi efetivamente mais conservadora na condução de política monetária em comparação à gestão Armínio Fraga. Os coeficientes de resposta permanecem consistentemente abaixo de um no período 1999-2001 e acima de um no período 2003-2009. Além disso, os gráficos mostram que as respostas permanecem aumentando ao longo do tempo. Isso implica que o rigor do Banco Central na condução de política monetária foi aumentando tanto na gestão Armínio Fraga como na de Henrique Meirelles durante os dois períodos, ou seja, desde a implementação do regime de metas de inflação, o rigor da política



monetária vem crescendo sistematicamente. Uma possível explicação para o fenômeno em questão remete novamente à discussão sobre credibilidade e custos de desinflação. É possível que, como visto nos gráficos Gráfico 2 e Gráfico 4, a condução de política monetária não tenha tido diferença estatisticamente significativa, mas, com o passar do tempo, a credibilidade no regime de metas de inflação foi aumentando e o esforço em termos de taxa de juros, necessário para fazer a inflação convergir tornou-se cada vez menor. Porém, a autoridade monetária permaneceu praticando uma política equivalente ao período de baixa credibilidade, o que fez com que a inflação convergisse muito mais rapidamente, apresentando indícios de conservadorismo.

Por outro lado, apesar de haver um pequeno declínio nos últimos dois trimestres de 2002, não se pode afirmar que a condução de política monetária tenha sido mais leniente nesse período, uma vez que os gráficos mostram a resposta da taxa de juros nesse período não foi tão brusca. Então, mesmo seguindo uma política monetária muito próxima da verificada em todo o período 1999-2002, a gestão Armínio Fraga não conseguiu conter o rápido aumento da inflação ocasionada fortemente pelo repasse da depreciação do câmbio para os preços.

É importante ressaltar que há poucos dados para a simulação das distribuições posteriores, que são a base dos parâmetros do VAR. Além disso, os dados utilizados para o ajuste das distribuições foram extraídos do período 1996-1999, em que a economia brasileira experimentava um regime de câmbio fixo. Evidentemente, as relações simultâneas entre inflação, hiato do produto e taxa de juros podem ser distintas em regimes cambiais diferentes. Ainda mais quando a taxa de juros responde como objetivo intermediário para outro *target* de política monetária, a taxa de câmbio fixa. Contudo, mesmo utilizando outro mecanismo de calibração das distribuições a posteriori, *bootstrap*, a partir de dados do período do *Inflation Targeting*, os resultados foram semelhantes. Apesar dos problemas de estimação e das limitações dos dados, os resultados corroboram com a teoria econômica e auxiliam a elucidar as principais questões propostas no estudo.

## 7. Conclusões

O presente trabalho pretende observar a evolução da política monetária sobre o regime de metas de inflação. Mesmo que a grande virtude do regime seja a transparência entre autoridade monetária e o mercado, existe um grande espaço para discricionariedade principalmente na condução das políticas, visto que a relação simultânea entre as variáveis macroeconômicas depende não somente dos ajustes na taxa de juros, mas também de inúmeras variáveis que não estão sob controle.

A metodologia utilizada consiste em um *Markov Chain Monte Carlo Simulation* para estimar um modelo estrutural de vetores auto-regressivos que variam ao longo do tempo. As principais fontes de variação no tempo estão nos parâmetros de resposta e, em especial, nas mudanças na matriz de variância-covariância dos choques. Empiricamente, essas variações são fundamentais para analisar as relações contemporâneas entre as variáveis do sistema.

Em particular, o trabalho busca responder se houve mudança na condução de política monetária nas gestões Armínio Fraga (1999-2002) e Henrique Meirelles (2003-2009). Adicionalmente, investiga-se se a política monetária foi coerente com a teoria econômica na crise pré-eleitoral de 2002, que culminou em uma forte desvalorização cambial e aumento de inflação, a qual ficou muito acima da meta para o ano. Ainda, analisa-se a gestão Henrique Meirelles em dois períodos, de 2003 a 2007, sob a égide de Afonso Bevilacqua, e de 2008 ao período atual, com Mário Mesquita na Diretoria de política econômica. Apesar de a presidência do Banco Central ser a mesma nos dois períodos, há uma diferença crucial que reside na crise mundial de 2008. A análise busca verificar se ambas as gestões foram pautadas por excesso de rigor na manutenção da taxa de juros, instrumento de política monetária, acima da necessária para fazer com que a inflação convirja para a meta.

Os resultados obtidos a partir da comparação das funções de resposta ao impulso indicam que não há diferenças estatisticamente significantes nos períodos analisados: (i) o início do *Inflation Targeting* no segundo semestre de 1999; (ii) a crise de

expectativas na corrida eleitoral de 2002; (iii) o final do mandato de Bevilacqua em 2006; e (iv) o período pós crise no início de 2009.

A análise empírica da condição de estabilidade da política monetária mostra que a gestão Armínio Fraga permaneceu com a taxa de juros abaixo da necessária para estabilizar a inflação no início do regime de metas de inflação, em especial no período 1999-2001. No entanto, durante a crise cambial de 2002, os resultados mostram que Armínio Fraga respondeu de acordo com a condição de equilíbrio, mas os choques exógenos foram de tal magnitude que inviabilizaram a convergência da inflação no período. Outra explicação segue na direção da construção de credibilidade da autoridade monetária. Como o regime de metas de inflação era recente no Brasil, o custo em termos de taxa de juros para trazer a inflação de volta à meta tende a ser maior. No decorrer da crise, há evidências de que a condução da política monetária teve um pequeno desvio em relação ao observado durante todo o período. Porém, essa variação não pode ser apontada como fator determinante para que a inflação divergisse da meta. Os resultados mostram que os choques exógenos foram de tal magnitude que, mesmo sob uma política monetária coerente, não seria possível controlar a inflação.

Já Henrique Meirelles manteve-se acima da condição de estabilidade durante toda a sua gestão e, no período posterior a 2002, de acordo com os resultados, é possível garantir que o parâmetro que mensura a resposta da taxa de juros permaneceu estatisticamente maior do que um, apresentando um excesso de esforço para estabilizar os preços. Mais ainda, nota-se um aumento do rigor na condução de política monetária ao longo do tempo, principalmente no período posterior a 2008. Nesse período, as respostas dos juros a uma variação da inflação estão muito acima de um, o que, de acordo com a teoria econômica, demonstra esforço demasiado. Por último, cabe ressaltar as limitações da série de dados e as mudanças de regimes cambiais ocorridas no período analisado que podem influenciar os resultados.

## Referências

- BERNANKE, B., MISHKIN, F. (1998) Inflation Targeting: A New Framework For Monetary Policy? *Journal of Economic Perspective* 11, 97-116.
- BERNANKE, B. S. & MIHOV, I. (1998). Measuring Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economics*, 113, 869–902.
- BLANCHARD, O. & SIMON, J. (2001). The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility, *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), 135–164.
- BOFINGER, P. (2001). *Monetary Policy – Goals, Institutions, Strategies, and Instruments*. Oxford University Press: Oxford.
- BOIVIN, J. & GIANNONI, M., (2002). *Has Monetary Policy Become Less Powerful?* Federal Reserve Bank of New York WP.
- BOGDANSKI, J., TOMBINI A., WERLANG, S., (2000). *Implementing Inflation Targeting in Brazil*. Working Paper 1 – Banco Central do Brasil.
- BUENO, R. D. (2005). Questioning the Taylor Rule: Hidden States. *XXVII Encontro Brasileiro de Econometria*, 28 – SBE.
- CANOVA, F. (1993). Modeling and Forecasting Exchange Rates with a Bayesian Time-Varying Coefficient Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 233–261.
- CHIB, S., NARDARI, F. & SHEPHARD, N. (2002). *Analysis of High Dimensional Multivariate Stochastic Volatility Models*. Nuffield College, University of Oxford, (Mimeo).
- CLARIDA, R., GALÍ, J. & GERTLER, M. (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115 (1), 147–180.
- COGLEY, T. (2003), *How Fast Can the New Economy Grow? A Bayesian Analysis of the Evolution of Trend Growth*, University of California, Davis, (Mimeo).
- COGLEY, T. & SARGENT, T. J. (2001). Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics, in *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: MIT Press, 331–373.
- COGLEY, T. & SARGENT, T. J. (2005). *Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S.* New York University, (Mimeo).
- COX, D. R. & WERMUTH, N. (1996). *Multivariate Dependencies—Models, Analysis and Interpretation* (London: Chapman and Hall).
- DOUCET, A., DE FREITAS, N. & GORDON, N. (2001). *Sequential Monte Carlo Methods in Practice* (New York: Springer-Verlag).
- FAVERO, C. A. & ROVELLI, R. (2003). Macroeconomic Stability and the Preferences of the Fed: A Formal Analysis 1961–1998. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35 (4), 545–556.
- FRAGA, A., GOLDFAJN, I. & MINELLA, A. (2003). *Inflation Targeting in Emerging Market Economies*. Working Paper 5 – Banco Central do Brasil.

- FRIEDMAN, M. & SCHWARTZ, A. J., (1963). Money and Business Cycles. *Review of Economic Statistics*, 45 (2), 32-64.
- GARCIA, M. (2006). *Inflation Targeting in Brazil: Evaluation and Policy Lessons for Latin American Countries*. PUC-RIO, (Mimeo).
- GELMAN, A., CARLIN, J. B., STERN, H. S. & RUBIN, D. B. (1995). *Bayesian Data Analysis* (London: Chapman and Hall).
- GIAMBIAGI, F., VILLELA, A., HERMANN, J., CASTRO, L. B. (Orgs.) (2005), *Economia Brasileira Contemporânea: 1945/2004*. Rio de Janeiro: Campus.
- HANSON, M. (2003). *Varying Monetary Policy Regimes: A Vector Autoregressive Investigation*. Wesleyan University, (Mimeo).
- HARVEY, A. C., RUIZ, E. & SHEPHARD, N. (1994). Multivariate Stochastic Variance Models. *Review of Economic Studies*, 61, 247–264.
- JACQUIER, E., POLSON, N. G. & ROSSI, P. E. (1994). Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 371–417.
- HODRICK, R., & PRESCOTT, E., (1997). Post-war Business cycles: An Empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.
- JACQUIER, E., POLSON, N. G. & ROSSI, P. E. (1995). *Models and Priors for Multivariate Stochastic Volatility*. (CIRANO Working Paper 1995 -18).
- JUDD, J. & RUDEBUSCH, G. D. (1998). Taylor's Rule and the Fed: 1970–1997, *Economic Review*. (Federal Reserve Bank of San Francisco) Vol. 3, 3–16.
- KIM, S., SHEPHARD, N. & CHIB, S. (1998). Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models, *Review of Economic Studies*, 65, 361–393.
- LEEPER, E. & ZHA, T. (2002). *Modest Policy Intervention* (NBER Working Paper No. 9192).
- LUBIK, T. A. & SCHORFHEIDE, F. (2004). Testing for Indeterminacy: An Application to U.S. Monetary Policy. *American Economic Review*, 94 (1), 190–217.
- PINHEIRO, J. & BATES, D. (1996). *Unconstrained Parametrizations for Variance–Covariance Matrices*. *Statistics and Computing*, 11, 289–296.
- POLICANO, R. M. ; BUENO, R. (2006). A Sensibilidade da Política Monetária no Brasil: 1995-2005. in: *XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006, Salvador. Encontro Nacional de Economia*, 2006.
- PRIMICERI, G. (2005) *Time varying autoregressions and monetary policy*. *Review of Economic Studies*, 72, 821-852.
- ROTEMBERG, J. J. & WOODFORD, M. (1997). An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy, in *NBER Macroeconomics Annual* (Cambridge, MA: MIT Press) 297–346.
- ROMER, C. D. & ROMER, D. H., (1989). *Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz*. In *NBER Macroeconomics Annual* (Cambridge, MA: MIT Press), 121- 170.

- SHEPHARD, N. (1994a). Local Scale Models: State Space Alternatives to Integrated GARCH Processes. *Journal of Econometrics*, 60, 181–202.
- SHEPHARD, N. (1996). Statistical Aspects of ARCH and Stochastic Volatility. in D. R. Cox, D. V. Hinkley & O. E. Barndorff-Nielsen (eds.). *Time Series Models in Econometrics, Finance and Other Fields*. (London: Chapman and Hall), 1–67.
- SHEPHARD, N. and HARVEY, A. C. (1990). On the Probability of Estimating a Deterministic Component in the Local Level Model. *Journal of Time Series Analysis*, 11 (4), 339–347.
- SIMS, C. A. (1993). A 9 Variable Probabilistic Macroeconomic Forecasting Model, in J. H. Stock & M. W. Watson (eds.) *Business Cycles, Indicators and Forecasting, NBER Studies in Business Cycles*, Vol. 28, 179–214.
- SIMS, C. A. (1999). *Drift and Breaks in Monetary Policy*, Princeton University, (Mimeo).
- SIMS, C. A. (2001a). *Stability and Instability in US Monetary Policy Behavior*. Princeton University, (Mimeo). VER SE PUBLICOU
- SIMS, C. A. (2001b). Comment on Sargent and Cogley's: 'Evolving Post World War II U.S. Inflation Dynamics', in *NBER Macroeconomics Annual* (Cambridge, MA: MIT Press), 373–379.
- SIMS, C. A. & ZHA, T. (1998). Bayesian Methods for Dynamics Multivariate Models. *International Economic Review*, 39, 949–968.
- SIMS, C. A. & ZHA, T. (2004). *Were There Regime Switches in US Monetary Policy?* Princeton University, (Mimeo)
- STOCK, J. H. & WATSON, M. W. (1996). Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 11–30.
- STOCK, J. H. & WATSON, M. W. (1998). Asymptotically Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time Varying Parameter Model. *Journal of the American Statistical Association*, 93, 349–358.
- STOCK, J. H. & WATSON, M. W. (2002). Has the Business Cycle Changed and Why? (NBER Working Paper No. 9127).
- TAYLOR, J.B., (1993). Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, 195-214.
- TELES, V. K. ; BRUNDO, M. (2006). Medidas de Política Monetária e a Função de Reação do Banco Central no Brasil. in *XXXIV Encontro Nacional de Economia. ANPEC*, Salvador-BA.
- TELES, V. K. ; ZAIDAN, M. (2007). *Taylor Principle and Inflation Stability in Emerging Market Countries*. EESP-FGV, (Mimeo).
- TELES, V. K. (2007). *Sobre a Eficiência da Política Monetária no Brasil*. EESP-FGV. (Mimeo).
- UHLIG, H. (1997). Bayesian Vector Autoregressions with Stochastic Volatility. *Econometrica*, 65, 59–73.

WOODFORD, M. (2001). The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy. *American Economic Review*, 91 (2), 232–237.

WOODFORD, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

ZAIDAN, M. (2007). *Medidas de Política Monetária e Estabilidade da Inflação em Países Emergentes*. Dissertação de Mestrado – MPFE – EESP/FGV.